

# روش پولی جهت تعدیل تراز پرداختهای خارجی کشورهای در حال توسعه، با تأکید بر ایران<sup>۱</sup>

علی کاوند<sup>۲</sup>

براساس روش پولی تراز پرداخت‌ها، این تراز اساساً یک بدیده پولی است. بنابراین سیاستی می‌تواند تراز پرداخت‌ها را متأثر سازد که مبتنی بر عرضه و تقاضای پول باشد. در مقاله حاضر بررسی شده است آیا تراز پرداخت‌های دوازده کشور در حال توسعه یعنی اردن، ایران، ناپلند، ترکیه، پاکستان، سوریه، فیلیپین، کره جنوبی، کلمبیا، مراکش و هند طی سالهای ۱۹۶۸-۹۵ با فرضیات مطروحه نظریه پولی تراز پرداخت‌ها مطابقت دارد. براساس نتایج بدست آمده: فرضیات مطروحه روش پولی نظیر عدم حضور سیاست عقیم‌سازی، عدم جانشینی کامل دارایی‌های داخلی با خارجی و عدم وجود علبت بک‌طرفه از اعتبارات داخلی یا دارایی‌های داخلی بانک مرکزی به طرف خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی بنا به عبارتی عدم استقلال و بروز بودن اعتبارات داخلی نسبت به خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و همچنین مقادیر از بیش فرض شده ضرایب معادلات جریان ذخیره بین‌المللی و فشار ناشی از بازار ارز، معتبر نمی‌باشند. بر این اساس افزایش با کاهش عرضه پول توسط مقامات پولی نمی‌تواند باعث خروج یا ورود ذخایر بین‌المللی به میزان برابر شود.

۱- مقاله حاضر برگرفته از مباحث تحقیقاتی تحت همین عنوان بوده که توسط آقای علی کاوند در پژوهشگاه  
وزارت اقتصادی انجام گردید.

۲- دکتر علی کاوند، پژوهشگر تراز.

حدود سی سال پیش، عده‌ای از اقتصاددانان دانشگاه شیکاگو، عمدتاً فرانکل، جانسون و ماننل روشی را بنا نهادند که به نام روش پولی تراز پرداختها معروف شده‌است. آنها بر این اعتقادند که عدم تعادل تراز پرداختهای خارجی یا تغییر نرخ ارز صرفاً پولی و ناشی از سیاست‌های پولی داخلی نامناسب است. فرانکل<sup>(۱)</sup> و جانسون<sup>(۲)</sup> اظهار می‌دارند: «ویژگی مهم روش پولی تراز پرداختها می‌تواند در این جمله خلاصه شود که تراز پرداختها اساساً یک پدیده پولی است.» در تحلیل حساب پولی تراز پرداختها یا به عبارتی افزایش یا کاهش ذخایر بین‌المللی، به تعیین‌کننده‌هایی چون مازاد تقاضا یا مازاد عرضه جریان داخلی پول تکیه می‌شود. براساس این نظریه در نظام نرخ‌های ارز ثابت، مازاد تراز پرداختهای یک کشور از مازاد تقاضای موجودی پول بوجود می‌آید که توسط مقامات پولی ارضاء نمی‌شود و بنابراین از طریق جریان ورودی پول یا ذخایر، از خارج به داخل جبران می‌گردد. از طرف دیگر کسری تراز پرداختها از مازاد عرضه موجودی پول بوجود می‌آید که توسط مقامات پولی کشور تعدیل نشده و با خروج جریان پول یا ذخایر به خارج تعدیل می‌شود. براساس این نظریه، سیاستی می‌تواند تراز پرداختها را متأثر سازد که مبتنی بر عرضه و تقاضای پول باشد. تحت نظام نرخ‌های ارز شناور، عدم تعادل تراز پرداختها سریعاً با تغییرات خودکار نرخ ارز بدون هیچ جریان بین‌المللی پول و یا ذخایر تصحیح می‌گردد. بنابراین تحت این نظام کشور به کنترل کامل عرضه و سیاست پولی‌اش ادامه می‌دهد؛ تصحیح با تغییر قیمت‌های داخلی که با تغییر نرخ‌های ارز توأم است، انجام می‌گیرد. و بالاخره تحت نظام ارزی شناور هدایت شده، مازاد عرضه پول می‌تواند با ترکیبی از تضعیف نرخ ارز و از دست دادن ذخایر خارجی برطرف شود.

در این مطالعه، بررسی می‌شود که آیا تراز پرداختهای دوازده کشور در حال

1- Frankel

2- Johnson

توسعه یعنی اردن، ایران، تایلند، ترکیه، پاکستان، سوریه، فیلیپین، کره جنوبی، کلمبیا، کنیا، مراکش و هند طی سالهای ۱۹۶۸-۱۹۹۵، با فرضیات مطروحه نظریه پولی تراز پرداختها مطابقت دارد؟ برای این منظور، معادلات جریان ذخیره<sup>(۱)</sup> و عقیم سازی<sup>(۲)</sup> برای کشورهای که پولشان به یک پول مانند دلار یا پوند و یا یک سبد ارزی مانند SDR در دوره مورد بررسی تثبیت بوده، تخمین زده می‌شود. در مورد ایران معادلات مذکور برای قبل و بعد از انقلاب تخمین زده می‌شوند، و همچنین یکی دیگر از فرضیات نظریه پولی تراز پرداختها یعنی وجود علیت یکطرفه از اعتبار داخلی یا دارایی‌های داخلی بانک مرکزی به طرف دارایی‌های خارجی آن با به کارگیری آزمونهای علیت گرنجر و سیمز مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مورد کشورهای که در دوره مورد بررسی نظام ارزی شناور هدایت شده را داشته‌اند، مدل پول فشار بازار ارز<sup>(۳)</sup> بکار گرفته می‌شود.

## مطالعات انجام شده

محققانی که جهت بررسی روش پولی تراز پرداختها، معادله جریان ذخیره را تخمین زده و روش پولی را در توضیح نرخ رشد ذخایر بین‌المللی کشورهای در حال توسعه مناسب می‌دانند، عبارتند از عبدالسلام<sup>(۴)</sup> (۱۹۹۵) در هند، آگولی و دیگران<sup>(۵)</sup> (۱۹۷۷) برای ۳۹ کشور در حال توسعه، جنبرگ<sup>(۶)</sup> (۱۹۷۴) در سوئد، کتن<sup>(۷)</sup> (۱۹۸۹) در هند، ویلفورد و دیگران<sup>(۸)</sup> (۱۹۷۹) در مکزیک، زچر<sup>(۹)</sup> (۱۹۷۶) در استرالیا، پورمقیم<sup>(۱۰)</sup> (۱۳۷۲) در ایران قبل از انقلاب. در حالی که نتیجه بررسی محققانی چون

1- Reserve Flow Equation

2- Sterilization Equation

۳- Exchange Market Pressure در نظام نرخ ارز شناور هدایت شده عبارت فشار بازار ارز یعنی فشار بر ذخایر ارزی و نرخ ارز وقتی بازار عرضه پول وجود دارد.

4- Abdus Salam

5- Aghewil, et. al.

6- Genberg

7- Kannan

8- Wilford, et. al.

9- Zecher

سانداراراجان و دیگران<sup>(۱)</sup> (۱۹۸۹) و ساهادیوان<sup>(۲)</sup> (۱۹۹۳) در هند<sup>۱</sup>، نشان می‌دهد که عملکرد مدل پولی توضیح دانه نمی‌شود. روش پولی تراز پرداختها با استفاده از مدل پولی فشار بازار ارز در کشورهایایی که نظام ارزش شناور هدایت شده داشته‌اند توسط محققانی چون گیرتن و دیگران<sup>(۳)</sup> (۱۹۷۷) در کانادا<sup>۱</sup>، کنلی و دیگران<sup>(۴)</sup> (۱۹۷۹) در برزیل<sup>۲</sup>، مدستی<sup>(۵)</sup> (۱۹۸۹) در آرژانتین<sup>۳</sup>، ماه<sup>(۶)</sup> (۱۹۹۱) و کیم<sup>(۷)</sup> (۱۹۸۵) در کره جنوبی<sup>۴</sup>، پرادهان و دیگران<sup>(۸)</sup> (۱۹۸۹) و جشی<sup>(۹)</sup> (۱۹۹۰) در هند<sup>۱۷</sup> بکار گرفته شده‌است و استفاده از این روش را جهت تصحیح تراز پرداختها مؤثر می‌دانند.

## روش‌شناسی

### معادله جریان ذخیره

عرضه پول به صورت:

$$M^s = m.H, \quad (۱)$$

مشخص می‌شود که در آن  $M^s$  موجودی پول داخلی،  $m$  ضریب تکاثر پولی و  $H$  موجودی پول پر قدرت یا پایه پولی می‌باشند. پول پر قدرت یا پایه پولی از ترازنامه تلفیقی مقامات پولی بدست می‌آید. ترازنامه، علاوه بر پول پر قدرت، اقلام زیر را در بردارد.

ترازنامه مقامات پولی	
دارایی‌ها	بدهی‌ها
R	H
OA	OL

- 1- Sundararajan et al
- 3- Girton, et. al.
- 5- Modeste
- 7- Kim
- 9- Joshi

- 2- Sabadevan, et. al.
- 4- Connolly, et. al.
- 6- Mah
- 8- Pradhan, et. al.

R دارایی‌های رسمی ذخایر بین‌المللی، OA دارایی‌های دیگر مقامات پولی نظیر اوراق فرضه داخلی، ساختمان بانک و غیره، OL بهی‌های مقامات دولتی غیر از پول پر قدرت می‌باشد. H پایه پولی یا پول پر قدرت به صورت:

$$H = R - (OA - OL) = R - D, \quad (2)$$

تعریف می‌شود. هر تغییر در پول پر قدرت با تغییر در R و یا با تغییر در همه اثرات داخلی روی تراز پرداخت‌های بانک مرکزی که با متغیر D نشان داده می‌شود، بیان می‌گردد. با جایگزین کردن معادله (2) در معادله (1) معادله عرضه پول:

$$M^s = m \cdot (R + D), \quad (3)$$

حاصل می‌شود. تقاضای پول طبق معادله

$$\left(\frac{M}{P}\right)^d = \frac{KY^{a_1} e^v}{i^{a_2}}, \quad (4)$$

مشخص می‌شود. که در آن  $(M/P)^d$  تقاضای واقعی پول، K کسری از درآمد واقعی سالانه که بنگاه‌ها و خانوارها به شکل مانده پولی نگاه می‌دارند، Y درآمد واقعی،  $a_1$  یک کسر، e پایه لگاریتم طبیعی، v عبارت اخلاص،  $a_2$  نرخ بهره و  $a_2$  یک کسر می‌باشد. از آنجا که تقاضا برای پول نسبت به قیمت همگن از درجه یک فرض شده است. لذا معادله (4) به صورت:

$$M^d = K P Y^{a_1} i^{-a_2} e^v \quad (5)$$

نوشته می‌شود. تعادل در بازار پول به این مفهوم است که عرضه و تقاضای پول باید مساوی باشند. یعنی:

$$M^s = M^d \quad (6)$$

$$m \cdot (R + D) = K P Y^{a_1} i^{-a_2} e^v$$

با گرفتن لگاریتم و دیفرانسیل نسبت به زمان از معادله فوق برای ثابت K

معادلات

$$\frac{d \ln m}{dt} + \frac{d \ln(R+D)}{dt} = \frac{d \ln P}{dt} + \alpha_1 \frac{d \ln Y}{dt} - \alpha_2 \frac{d \ln i}{dt} + \gamma \quad (7)$$

$$\frac{dm}{m} + \frac{dR}{R+D} + \frac{dD}{R+D} = \frac{dP}{P} + \alpha_1 \frac{dY}{Y} - \alpha_2 \frac{di}{i} + \gamma \quad (8)$$

حاصل می‌شود. از مرتب کردن معادلات فوق معادله

$$\frac{dR}{R+D} = \alpha_1 \frac{dY}{Y} + \frac{dP}{P} - \alpha_2 \frac{di}{i} - \frac{dm}{m} - \frac{dD}{R+D} + \gamma \quad (9)$$

$$\frac{\Delta R}{R+D} = \alpha_1 \frac{\Delta Y}{Y} + \frac{\Delta P}{P} - \alpha_2 \frac{\Delta i}{i} - \frac{\Delta m}{m} - \frac{\Delta D}{R+D} + \gamma \quad (10)$$

حاصل می‌شود. برای تغییراتی که بی‌نهایت کوچک نباشند، می‌توان  $(\Delta X/\Delta t)X$  را به جای  $(dX/dt)/X$  نوشت.

از آنجا که  $M$  در اینجا مساوی با یک می‌باشد معادله فوق به صورت:

$$\frac{\Delta R}{R+D} = \alpha_1 \frac{\Delta Y}{Y} + \frac{\Delta P}{P} - \alpha_2 \frac{\Delta i}{i} - \frac{\Delta M}{m} - \frac{\Delta D}{R+D} + \gamma \quad (11)$$

نوشته می‌شود، که در آن  $R$  خالص دارایی‌های خارجی است که از تفاوت دارایی‌ها و بدهی‌های خارجی بانک مرکزی بدست می‌آید،  $D$  خالص دارایی‌های داخلی بانک مرکزی است که از تعریف  $D \equiv H + R$  محاسبه می‌شود، که در آن  $H$  پایه پولی پر قدرت می‌باشد.  $Y$  تولید ناخالص داخلی واقعی،  $i$  نرخ تتریل بانک،  $P$  شاخص قیمت مصرف‌کننده،  $m$  ضریب تکاثر پولی که از طریق  $M2/H$  محاسبه می‌شود، که در آن  $M2$  پول به مفهوم وسیع آن یعنی: پول به اضافه شبه پول و « عبارت اخلاص می‌باشد.

انتظار می‌رود که تخمین ضریب کشش درآمد واقعی تقاضای پول،  $\alpha_1$  دارای علامت مثبت و در همسایگی واحد باشد. طبق این نظریه، با یک نرخ بهره مشخص، سطح قیمت معین، ضریب تکاثر پولی و نارایی‌های داخلی معین، رشد درآمد واقعی با جریان ذخایر در ارتباط می‌باشد؛ به طوری که یک رشد یک درصدی در درآمد واقعی، موجب یک افزایش  $\alpha_1$  درصدی در تقاضای پول می‌شود و در نتیجه به یک جریان ورودی ذخایر، درست به اندازه  $\alpha_1$  درصد افزایش در موجودی پول واقعی و اسمی منجر می‌شود. افزایش نرخ بهره به یک جریان خروجی ذخایر منجر می‌شود، انتظار می‌رود که تخمین ضریب نرخ بهره  $\alpha_2$  علامت منفی داشته باشد. مقادیر فرضی ضرایب تخمین نرخ تورم  $\alpha_3$ ، تغییر درصدی ضریب تکاثر پولی  $\alpha_4$  و تغییر درصدی نارایی‌های داخلی نسبت به پایه پولی  $\alpha_5$  می‌باشند. براساس روش کنلی<sup>۱۱</sup>، از نظر تئوری ضرایب تخمین زده شده با مقادیر فرضی با قرار دادن قید روی ضرایب تخمین زده شده معادله جریان ذخیره مطابقت داده می‌شود.<sup>۱۸</sup> برای این منظور از آزمون ضرایب والد<sup>۱۲</sup> استفاده می‌شود. این آزمون قیدهای فرض شده روی متغیرهای توضیحی یعنی  $\alpha_1$  برای هر دو ضریب تغییر درصدی درآمد واقعی و نرخ تورم و  $\alpha_4$  برای هر دو ضریب تغییر درصدی تکاثر پولی و نارایی‌های داخلی مقامات پولی نسبت به پایه پولی یا بول پرفرنت را تحقیق می‌کند. وقتی قیدهای خطی روی یک معادله خطی با روش حداقل مربعات معمولی<sup>۱۳</sup> آزمون می‌شوند، آماره  $F$  به صورت زیر بیان می‌شود.

$$F = \frac{(e_1, e_2, \dots, e_k) / q}{e / (n - k)} \quad (12)$$

که در آن  $e_1, e_2, \dots, e_k$  جمع مربعات باقی مانده به هنگام وضع قیدها بر تخمین  $e$  جمع مربعات باقی مانده به هنگامی است که معادله بدون وضع هر قیدی تخمین زده می‌شود.  $q$  تعداد قیدها در فرضیه صفر،  $n$  تعداد نمونه و  $k$  تعداد ضرایب در معادله نامقید می‌باشد. اگر فرضیه درست باشد تفاوت کمی بین برازشهای رگرسیون

نامعقد و مقید وجود دارد. بنابراین آماره  $F$  محاسبه شده احتمالاً کوچک خواهد بود و مقدار  $m$  (احتمال) بزرگ و قیدها رد نخواهد شد. مقدار  $m$  از توزیع  $F(q, n-k)$  بدست می آید.<sup>۱۹</sup>

## معادله عقیم‌سازی

رابطه معکوس و زیاد بین خالص جریان ذخایر خارجی و جزء داخلی پایه پولی و یا دارایی‌های داخلی بانک مرکزی ناشی از سیاستهای عقیم‌سازی مقامات پولی یا بانک‌های مرکزی کشورها می‌باشد. جریان مستقل ورود ذخایر خارجی باعث می‌شود بانک مرکزی اعتبار یا جزء داخلی پایه پولی‌اش را به همان مقدار منقبض کند تا از افزایش عرضه پول حاصل شده از مازاد تراز پرداخت‌ها جلوگیری نماید. جهت بررسی سیاست عقیم‌سازی، معادله

$$\frac{\Delta D}{R+D} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta R}{R+D} + \beta_2 \frac{\Delta GD}{GD} - \epsilon_1 \quad \beta_1 = 0, \quad \beta_2 = 0 \quad (13)$$

نخمين زده می‌شود. که در آن  $D$  اعتبار یا دارایی‌های داخلی بانک مرکزی،  $(R+D)$  پایه پولی یا پول پرفدرت،  $R$  خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و  $GD$  بدهی‌های معوق دولت است که با کم کردن سپرده‌های دولت از بدهی‌های دولت محاسبه می‌شود.  $\Delta$  یک عمل‌کننده است، برای مثال،  $\Delta X = X_t - X_{t-1}$ ، ضریب عقیم‌سازی،  $\beta_2$  ضریب تغییر درصدی بدهی‌های معوق دولت و  $\epsilon$  عبارت اختلال می‌باشند. بنابر نظر جنبرگ<sup>(۲۰)</sup>، این معادله تابع واکنش سیاسی دولت می‌باشد<sup>۲۱</sup>، وی فرض می‌کند که عملیات بازار باز، تحت تأثیر تغییرات خالص ذخایر بین‌المللی (فرضیه عقیم‌سازی) و تغییر در بدهی‌های معوق دولت (براساس اینکه بانک مرکزی تنها منبع مالی برای دولت می‌باشد) قرار می‌گیرد. تحت سیاست عقیم‌سازی کامل، ضریب تغییر درصدی ذخایر خارجی ۱- است. نظریه روش پولی تراز پرداخت‌ها فرض می‌کند که



سیاست عقیم‌سازی توسط مقامات پولی اتخاذ نمی‌شود، و بنابراین برای ضریب عقیم‌سازی مقدار صفر را در نظر می‌گیرد. انتظار می‌رود علامت ضریب تغییر درصدی بدعی معوق دولت مثبت باشد یعنی: دارایی‌های داخلی بانک مرکزی با زیاد شدن بدعی‌های معوق دولت افزایش می‌یابد.

## مدل پولی فشار بازار ارز

جهت بررسی روش پولی تراز پرداخت‌ها در نظام مبتنی بر نرخ ارز شناور هدایت شده که در آن نرخ‌های ارز کمتر از انعطاف‌پذیری کامل برخوردار هستند، مدل پولی فشار بازار ارز استفاده می‌شود. براساس این مدل، عدم تعادل در بازار پول بنا ترکیبی از تغییر نرخ ارز و تغییرات ذخایر خارجی بر طرف می‌شود. بنا به مدل پولی فشار بازار ارز، معادله تقاضای پول عبارت است از:

$$L = KPY \quad (13)$$

که  $L$  تقاضای اسمی پول و  $K$  کسری از درآمد واقعی سالانه است که بنگاه‌ها و خانوارها به صورت مانده پولی نگاه می‌دارند. برای ساده شدن فرض شده است که  $K$  ثابت باشد.  $P$  قیمت‌های داخلی و  $Y$  درآمد واقعی می‌باشد. عرضه پول به صورت:

$$M = m.H \quad (15)$$

تعریف شده است. که در آن  $M$  موجودی پول،  $m$  ضریب تکاثر پولی،  $H$  پایه پولی یا موجودی پول پر قدرت است که از طریق  $H = R + D$  محاسبه می‌شود، و در آن  $R$  خالص دارایی‌های خارجی مقامات پولی و  $D$  اعتبار (یا دارایی‌های) داخلی مقامات پولی می‌باشد. براساس نظریه برابری قدرت خرید<sup>(1)</sup> قیمت‌های داخلی  $P$  قیمت‌های خارجی  $P^*$  را از طریق نرخ ارز  $F$  منعکس می‌کند. یعنی:

$$P = FP^* \quad (16)$$

در این مدل فرض بر این است که موجودی پول سریعاً با مقدار تقاضا شده از

طریق کاهش ذخایر خارجی یا تضعیف نرخ ارز و یا ترکیبی از آن دو تعدیل شده و تعادل پولی برقرار می‌شود.

$$M=L \quad (17)$$

با جایگزین کردن معادله (۱۶) در معادله (۱۴) و معادلات (۱۴) و (۱۵) در معادله (۱۷) و دیفرانسیل‌گیری به صورت لگاریتمی و تغییرات درصدی، معادله فشار بازار ارز:

$$r + e = y + P^* + m + d \quad (18)$$

بدست می‌آید. که در آن  $r$  تغییر درصدی خالص ذخایر خارجی مقامات پولی؛ به صورت نسبی از پایه پولی،  $e$  درصد تضعیف نرخ ارز (اگر منفی باشد)،  $y$  تغییر درصدی درآمد واقعی،  $P^*$  نرخ تورم جهانی،  $m$  تغییر درصدی ضریب تکاثر پولی و  $d$  تغییر درصدی اعتبار یا دارایی‌های داخلی مقامات پولی به صورت نسبی از پایه پولی می‌باشد. نتیجه معادله (۱۸) چهار مطلب مهم است: الف) افزایش نرخ رشد اعتبار داخلی، به ترکیب متناسبی از تضعیف نرخ ارز و خروج ذخایر خارجی ارتباط دارد. ب) افزایش درآمد واقعی منجر به ترکیب متناسبی از تقویت نرخ ارز و ورود ذخایر خارجی می‌شود. ج) افزایش سطح قیمت جهانی به ترکیب متناسبی از تقویت نرخ ارز و ورود ذخایر ارزی مربوط می‌شود. د) افزایش ضریب تکاثر پولی منجر به ترکیب متناسبی از تضعیف نرخ ارز و خروج ذخایر خارجی می‌شود.

### آزمون علیت بین خالص ذخایر خارجی و اعتبار داخلی (یا دارایی‌های داخلی) بانک مرکزی

براساس نظر بلجر<sup>۱۱</sup>، نظریه روش پولی تراز پرباخت‌ها این است که جهت علیت از اعتبار داخلی به طرف ذخایر خارجی می‌باشد.<sup>۲۱</sup> هرچند حداقل به دو دلیل ممکن است جهت علیت در جهت مختلف باشد. اولین و معمول‌ترین دلیل توسط بلجر و

مگی<sup>(۱)</sup> عنوان شده است که بانک مرکزی ممکن است اثر تغییرات برونزای ذخایر بین‌المللی را روی عرضه پول داخلی با جبران کردن اعتبار داخلی خنثی کند.<sup>(۲)</sup> ثانیاً بانکهای بازرگانی ممکن است اعتبار داخلی را از بانکهای مرکزی قرض بگیرند تا خروج برونزای ذخایر خارجی را جبران کنند، در غیر این صورت آنها مجبور می‌شوند تا وامها یا سطح اعتبارات را کاهش دهند. همانطور که بلجر توضیح می‌دهد کاهش ذخایر خارجی کشور منجر به از دست دادن یکسان ذخایر سیستم بانکی تجاری می‌شود. بانکهای تجاری برای اینکه وام دادستان را کاهش ندهند، تمایل به برگرداندن ذخایرشان با قرض گرفتن از بانک مرکزی دارند. بدین ترتیب اعتبار داخلی بانک مرکزی با مقدار قرض گرفته شده افزایش می‌یابد.

در مورد ایران، آزمونهای علیت گرنجر و سیمز (استاندارد و با در نظر گرفتن ضریب همزمان) بکار گرفته شده‌است تا علیت بین تغییر خالص دارایی‌های خارجی و تغییر اعتبار داخلی بانک مرکزی، بررسی شود.

## آزمون علیت گرنجر<sup>(۳)</sup>

معادلات زیر برای بررسی علیت بین تغییر خالص دارایی‌های خارجی و تغییر اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران بکار گرفته می‌شود.

$$\Delta D_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_k \Delta D_{t-k} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta R_{t-j} + u_t \quad (19)$$

$$\Delta R_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^m \gamma_k \Delta R_{t-k} + \sum_{j=1}^n \delta_j \Delta D_{t-j} + v_t \quad (20)$$

در این معاملات  $\Delta D$  تغییر اعتبار داخلی،  $\Delta R$  تغییر خالص دارایی‌های خارجی،  $\alpha_0$  و  $\gamma_0$  عرض از مبدأ و  $m$  و  $n$  تعداد وقفه‌هاست که در اینجا  $n$  تا فرض شده‌است و  $k$  و  $j$  و  $u_t$  و  $v_t$  عبارتهای اخلاص تصادفی می‌باشند. برای اینکه  $\Delta R$  علت  $\Delta D$  نباشد، باید همه

ضرایب غیر از ضریب همان  $B_j$  ( $i.e. j > 0$ ) صفر شوند. در حالی که برای اینکه  $\Delta R$  اصلاً علت  $\Delta D$  نباشد، باید همه ضرایب  $B_j$  ( $i.e. j \geq 0$ ) مساوی صفر شوند و برای اینکه  $\Delta D$  علت  $\Delta R$  نباشد، نباید همه ضرایب غیر از ضریب همزمان  $\delta_j$  ( $i.e. j > 0$ ) صفر باشد در حالیکه برای اینکه  $\Delta D$  اصلاً علت  $\Delta R$  نباشد همه ضرایب  $\delta_j$  ( $i.e. j \geq 0$ ) باید صفر باشد.

### آزمون علیت سیمز<sup>۱۳</sup>

براساس آزمون علیت سیمز، تغییر اعتبار داخلی بانک مرکزی روی مقادیر جاری، گذشته (با دو وقفه) و آینده (با دو تقدم) تغییر خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و بالعکس، برآزش می‌شوند. برای این منظور معادلات زیر تخمین زده می‌شوند.

$$\Delta D_t = \alpha + \sum_{i=-n}^m \rho_i \Delta R_{t-i} + Z_t \quad (21)$$

$$\Delta R_t = \beta + \sum_{i=-n}^m \lambda_i \Delta D_{t-i} + v_t \quad (22)$$

در این معادلات  $\Delta D$  تغییر اعتبار داخلی،  $\Delta R$  تغییر خالص دارایی‌های خارجی،  $\alpha$  و  $\beta$  عرض از مبدأ،  $m$  و  $n$  مساوی دو،  $Z_t$  و  $v_t$  عبارتهای اختلال تصادفی می‌باشند.  $\Delta R$  علت  $\Delta D$  می‌باشد اگر همه ضرایب غیر از ضریب همزمان برای آینده صفر باشند یعنی  $\rho_i = 0$  برای  $i > 0$  بتواند رد شود و یا در نظر گرفتن ضریب همزمان برای آینده و حال یعنی  $\rho_i = 0$  برای  $i \geq 0$  بتواند رد شود.  $\Delta D$  علت  $\Delta R$  خواهد شد اگر همه ضرایب غیر از ضریب همزمان صفر شوند، به این ترتیب که:  $\lambda_i = 0$  برای  $i > 0$  بتواند رد شود، و یا منظور کردن ضریب همزمان یعنی:  $\lambda_i = 0$  برای  $i \geq 0$  (البته اگر بتواند رد شود).<sup>۱۳</sup>

## نتایج تخمین معادلات جریان ذخیره خارجی و عقیم‌سازی

نتایج تخمین معادله جریان ذخیره خارجی بر جدول ۱ نشان داده شده‌است. همان‌طور که از جدول مشخص است، از میان این کشور تنها کشور اردن است که تخمین ضرایب علائم انتظاری را دارد و به غیر از تغییر درصدی نرخ بهره، همه دارای معنی هستند. براساس وضع قیده‌ها مطابق با مقادیر فرض شده روش پولی تراز پرداختها روی ضرایب، قیده‌ها معتبر نمی‌باشند؛ زیرا مقدار  $F$  والد یعنی  $۱۲/۶$  بزرگتر از مقدار بحرانی آن یعنی  $۴/۴۳$  و  $F_7$  در سطح یک درصد می‌باشد. برای اینکه قیده‌های وضع شده معتبر باشد، مقدار  $F^2$  والد باید در ناحیه بحرانی قرار داشته باشد. این بدین مفهوم است که باید بین برآز شهای بدست آمده از رگرسیون نامعید و مقید تفاوت کوچکی وجود داشته‌باشد. اگرچه ضرایب تخمین زده شده در کنیا، مراکش و تایلند در دوره مورد بررسی علائم انتظاری را ندارند، ولی تغییر درصدی درآمد واقعی در کنیا، مراکش و تایلند و نیز نرخ تورم در مراکش و تایلند بی‌معنی هستند. از جوابهای بدست آمده نتیجه گرفته می‌شود که تخمین ضرایب معادله جریان ذخیره برای کشورهای مذکور، طی دوره‌ای که نظام ارزش آنان تثبیت شده‌بود، مبتنی بر فرضیات مضروحه روش پولی تراز پرداختها نمی‌باشد.

جدول ۲، تخمین‌های ضرایب معادله عقیم‌سازی را نشان می‌دهد. همان‌طور که از جدول مشخص است، تخمین ضرایب تغییر نسبت به پایه پولی، درصدی خالص از دارایی‌های خارجی (که به ضریب عقیم‌سازی معروف است) علائم منفی انتظاری را در همه کشورهای منتخب دارند و آنها همچنین با معنی هستند؛ ولی بر خلاف نظر روش پولی تراز پرداختها، مقادیر تخمین ضرایب صفر نیستند. این بدین مفهوم است که مقامات پولی این کشورها طی دوره مورد بررسی، سیاست عقیم‌سازی را اتخاذ نموده‌اند. ضرایب تغییر درصدی بدهی‌های معوق دولت برای همه کشورها علامت مثبت انتظاری را دارند؛ ولی آنها فقط در مورد کشورهای ایران، پاکستان و سوریه با معنی هستند. کشورهایایی که در مورد آنها هر دو ضریب با معنی هستند عبارتند از

ایران، پاکستان و سوریه. با وضع قید صفر (یعنی عدم وجود سیاست عقیم‌سازی) روی تخمین ضریب عقیم‌سازی، مشخص می‌شود که سیاست‌های عقیم‌سازی توسط بانک‌های مرکزی این کشورها اتخاذ شده‌است. زیرا هیچ یک از مقادیر  $F$  و  $\alpha$  محاسبه شده در ناحیه بحرانی قرار ندارد. برای مثال در مورد ایران مقدار  $F$  محاسبه شده  $\alpha = 7/95$  و  $F = 7/24$  در سطح عبارت است از  $274/5\%$  در صورتی که مقدار بحرانی آن برابر با  $9/65$  و  $21/5$  در سطح یک درصد می‌باشد. در پاکستان مقدار آن به ترتیب  $9/65$  و  $21/5$  در سطح یک درصد می‌باشند. همچنین در سوریه این میزان به ترتیب  $4/41$  و  $7/77$  در سطح یک درصد می‌باشند.

## نتایج تخمین معادلات جریان ذخیره خارجی و عقیم‌سازی در ایران قبل و بعد از انقلاب

جدول ۳ نتایج تخمین معادله جریان ذخیره خارجی ایران را برای قبل از انقلاب طی دوره (۷۹-۱۹۶۸) و برای بعد از انقلاب طی دوره (۹۲-۱۹۸۰) نشان می‌دهد. قبل از انقلاب، تخمین‌های ضرایب به غیر از ضریب درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی، علائم انتظاری خود را دارند و تنها تغییر درصدی ضریب تکاثر پولی و تغییر درصد دارایی‌های داخلی به پول پایه معنی‌دار هستند. به علاوه مقدار  $F$  محاسبه شد و  $\alpha = 4/53$  و  $8/9$  در سطح  $F = 4/53$  در سطح ۵ درصد هستند. این بدین مفهوم است که قیدهای وضع شده روی ضرایب تخمین زده شده معتبر نیستند. بعد از انقلاب، همه ضرایب تخمین زده شده علائم انتظاری خود را دارند، اما تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ تورم معنی‌دار نیستند. به علاوه مقدار  $F$  و  $\alpha$  بزرگتر از مقدار بحرانی اش می‌باشد، آنها به ترتیب  $12/4$  و  $7/85$  در سطح یک درصد می‌باشند. از جواب‌های بدست آمده نتیجه گرفته می‌شود که تراز پرداخت‌های ایران مبتنی بر فرضیات مطرحه روش پولی تراز پرداختها برای قبل و بعد از انقلاب نمی‌باشد.

جدول ۴، نتایج تخمین معادلات عقیم‌سازی را برای قبل و بعد از انقلاب نشان می‌دهد. قبل از انقلاب طی دوره (۱۹۶۸-۷۹) همه ضرایب تخمین زده شده، علائم انتظاری را دارند، ولی ضریب تغییر درصدی بدمی‌های معوق دولت با معنی نیست. مقدار  $F$  والد بزرگتر از مقدار بحرانی‌اش است به طوری که آنها به ترتیب  $۲۸۵/۲$  و  $۱۰۱/۶$  در سطح یک درصد هستند. این بدین مفهوم است که قید وضع شده یعنی مقدار صفر برای ضریب تغییر درصدی خالص دارایی‌های خارجی به پول پایه (یا ضریب عقیم‌سازی) معتبر نیست و به عبارتی فرض عدم اتخاذ سیاست عقیم‌سازی توسط بانک مرکزی رد می‌شود. بعد از انقلاب طی دوره (۱۹۸۰-۹۲) ضرایب تخمین زده شده، علامتهای انتظاری خود را داشته و با معنی نیز هستند. مقدار  $F$  والد بزرگتر از مقدار بحرانی‌اش می‌باشد. به طوری که آنها به ترتیب  $۲۷۲/۵$  و  $۷/۹$  در سطح یک درصد هستند. این موضوع بدین مفهوم است که قید وضع شده، یعنی مقدار صفر برای ضریب عقیم‌سازی معتبر نمی‌باشد. پس فرضیه صفر که مقدار صفر را برای این ضریب فرض می‌کند یا به عبارت دیگر اینکه سیاست عقیم‌سازی توسط مقامات پولی ایران اتخاذ نشده است، رد می‌شود.

### نتایج آزمون‌های علیت گرنجر و سیمز بین تغییر خالص دارایی‌های خارجی ( $\Delta R$ ) و تغییر اعتبار داخلی ( $\Delta D$ ) بانک مرکزی ایران

جداول ۵ و ۶ نتایج آزمون  $F$  استاندارد گرنجر و  $F$  گرنجر، با در نظر گرفتن ضریب همزمان بین تغییرات خالص دارایی‌های خارجی و اعتبار داخلی بانک مرکزی برای دوره‌های قبل از انقلاب (۱۹۷۹-۱۹۷۰)، بعد از انقلاب (۱۹۹۲-۱۹۸۰) و کل دوره (۱۹۹۲-۱۹۷۰) را نشان می‌دهد. جدول ۷ که براساس جداول ۵ و ۶ بدست آمده است، جهت علیت را نشان می‌دهد. همانطور که از جدول مشخص است، یک علیت یک طرفه از تغییر اعتبار داخلی ( $\Delta D$ ) به سمت تغییر خالص دارایی‌های خارجی ( $\Delta R$ ) در دوره‌های مذکور وجود ندارد. به عبارت دیگر تغییر اعتبار داخلی، نسبت به تغییر خالص

دارایی‌های خارجی، برونزا و مستقل نمی‌باشد.

همچنین جداول ۸ و ۹ به ترتیب نتایج آزمون F استاندارد سیمز و F سیمز با در نظر گرفتن ضریب همزمان بین تغییرات خالص دارایی‌های خارجی و اعتبارات داخلی بانک مرکزی را برای دوره‌های موردنظر نشان می‌دهد. جدول ۱۰ که مبتنی بر نتایج جدول ۸ و ۹ می‌باشد جهت علیت را بیان می‌کند. چنانچه از جدول مشخص است در دوره‌های موردنظر، یک علیت یک طرفه از تغییر اعتبار داخلی (AD) به سمت تغییر خالص دارایی‌های خارجی (AR) در دوره‌های مذکور وجود ندارد. از آنجا که براساس روش پولی تراز پرداخت‌ها، علیت باید از تغییر اعتبار داخلی (AD) به سمت تغییر خالص دارایی‌های خارجی (AR) یکطرفه و یا دو طرفه باشد و نه بالعکس، و این حالت طی دوره‌های مذکور دائم برقرار نمی‌باشد؛ یکی دیگر از فروض مضروجه روش پولی تراز پرداخت‌ها رد می‌گردد.

### نتایج تخمین مدل پولی فشار بازار ارز

کشورهای زیر ضی دوره ذکر شده در مقابل هر کشور، نظام ارزی شناور هدایت شده را برگزیده‌اند. کلمبیا (۱۹۶۹-۹۵)، هند (۱۹۷۹-۹۵)، کره جنوبی (۱۹۸۱-۹۵)، مراکش (۱۹۱۸-۹۵)، پاکستان (۱۹۸۲-۹۵)، فیلیپین (۱۹۷۲-۹۵) و ترکیه (۱۹۶۸-۹۰).

نتایج تخمین مدل پولی فشار بازار ارز در مورد کشورهای مذکور، در جدول ۱۱ نشان داده شده‌است. همانطور که از جدول مشخص است، اگر چه تخمین ضرایب، علائم انتظاری را در مورد کشورهای هند، کره جنوبی، مراکش و پاکستان دارند؛ ولی بعضی از ضرایب معنی‌دار نیستند. برای مثال تغییر درصدی تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم جهانی و تغییر درصدی ضریب تکاثر پولی در پاکستان با معنی نیستند. به علاوه مقدار F والد در مورد آنها در ناحیه بحرانی قرار نگرفته است و این بدین مفهوم است که مقادیر (قیدها) فرض شده مطابق با روش پولی تراز پرداخت‌ها معتبر نمی‌باشد.



## دلایل نامناسب بودن روش پولی تراز پرداخت‌ها برای کشورهای در حال توسعه

در زیر به چند دلیل در ارتباط با ناکارآمد بودن روش پولی تراز پرداخت‌ها، اشاره شده است.

۱- روش پولی تراز پرداخت‌ها جنبه مالی خلق اعتبار داخلی را در نظر نمی‌گیرد. بیشتر کشورهای منتخب مواجه با کسری‌های در حال افزایش مالی، به صورت درصدی، از تولید ناخالص داخلی هستند، که عمدتاً توسط مقامات پولی تأمین می‌شود. در چنین موقعیتی مقامات پولی این کشورها نسبت به سیاست‌های مالی دولت از استقلال کافی برخوردار نیستند. به این دلیل، نرخ رشد دارایی‌های داخلی مقامات پولی به عنوان یک متغیر تصمیم‌گیری تلقی نمی‌شود و از این رو به عنوان یک متغیر برونزا در مدل‌سازی تراز پرداخت‌ها در نظر گرفته نمی‌شود.<sup>۲۳</sup> معادله زیر سهم غالب کسری بودجه را از خالص بدهی‌های دولت به عنوان جزء دارایی‌های داخلی بانکهای مرکزی کشورهای منتخب نشان می‌دهد.

$$NGD = \alpha_0 + \alpha_1 BD + u$$

که در آن  $NGD$ ، خالص بدهی‌های دولت،  $BD$  کسری بودجه و  $u$  عبارت خطا می‌باشد. علامت مثبت ضریب  $BD$  نشانگر این است که سهم کسری بودجه دولت در خالص بدهی‌های دولت در کشورهای منتخب طی سالهای مذکور افزایش یافته است.

هند (۱۹۶۸-۹۱)<sup>۲۴</sup>      کلمبیا (۱۹۶۹-۸۵)

$$NGD = \frac{۴۹.۸}{(۷.۱۹۷)} + ۰.۵۰۶ \frac{BD}{(۷.۰۳۸)}, \quad NGD = \frac{۲۲۵۲}{(۷.۱۸۸)} + ۰.۳۳۸ \frac{BD}{(۳.۷۰۰)}$$

$$R^2 = \frac{۰.۵۴۳}{(۰.۶۰۳۵)}, \quad R^2 = ۰.۶۷ \quad R^2 = ۰.۸۹$$

# Archive of SID

ایران (۱۹۶۸-۹۲)<sup>+</sup>

$$NGD = \frac{۸۴۶۳۱}{(۱/۹۳۰)} + \frac{۰/۹۹۳}{(۱۸/۰۷۷)} BD$$

$$R^T = ۰/۹۳$$

اردن (۱۹۷۰-۹۱)<sup>۱</sup>

$$NGD = \frac{۱۰۸/۷۶۲}{(۲/۲۲۹)} - \frac{۱/۴۱۸}{(۳/۸۳۴)} BD,$$

$$\mu = \frac{۰/۵۳۵}{(۲/۲۰۴)}, R^T = ۰/۴۹$$

کنیا (۱۹۷۳-۸۲)<sup>+</sup>

$$NGD = \frac{۷۷۶/۸۵۰}{(۱/۹۱۷)} + \frac{۰/۷۳۷}{(۴/۸۳۱)} BD$$

$$R^T = ۰/۷۱$$

کره جنوبی (۱۹۶۹-۹۵)<sup>+</sup>

$$NGD = \frac{۳۵۳۹۱۳/۸۲۰۱}{(۲/۱۸۲)} - \frac{۰/۵۴۲}{(۴/۶۳۵)} BD$$

$$R^T = ۰/۵۸$$

مراکش (۱۹۶۸-۸۴)<sup>۱</sup>

$$NGD = \frac{۲۳/۳۰۳}{(-۰/۰۹۷)} + \frac{۰/۲۱۸}{(۵/۲۵۵)} BD$$

$$R^T = ۰/۶۲$$

سوریه (۱۹۷۲-۸۱)<sup>+</sup>

$$NGD = \frac{۲۳/۰/۰۶۹۰}{(۰/۴۴۰)} - \frac{۰/۹۰۰}{(۴/۴۵۰)} BD$$

$$R^T = ۰/۶۸$$

پاکستان (۱۹۶۸-۹۱)<sup>-</sup>

$$NGD = \frac{۹۹/۳۶۳}{(۰/۵۲۸)} + \frac{۰/۳۱۴}{(۵/۰۲۹)} BD$$

$$R^T = ۰/۵۲$$

فیلیپین (۱۹۶۸-۸۶)<sup>+</sup>

$$NGD = \frac{۴۹۳/۴۱۰}{(۰/۹۶۷)} + \frac{۰/۴۹۵}{(۸/۹۲۵)} BD$$

$$R^T = ۰/۸۱$$

تایلند (۱۹۶۹-۹۵)<sup>۱</sup>

$$NGD = \frac{۷۴۴/۸۳۰}{(۱/۲۳۵)} + \frac{۰/۴۹۳}{(۶/۰۶۱)} BD,$$

$$\mu = \frac{۰/۴۷۳}{(۲/۵۶۳)}, R^T = ۰/۷۵$$

ترکیه (۱۹۶۸-۸۱)<sup>+</sup>

$$NGD = \frac{۱۰۱۰۵/۴۸۲}{(۰/۷۸۳)} + \frac{۱/۴۸۲}{(۷/۸۰۸)} BD$$

$$R^T = ۰/۸۲$$

ترکیه (۱۹۸۴-۹۵)\*

$$NGD = \frac{2676968}{(10/688)} \cdot \frac{10}{15/888} BD, \quad 26$$

$$r = -1/0.89, \quad R^2 = 0/89$$

(-4/267)

۲- جانشینی کامل بین دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی، در کشورهای منتخب طی دوره موردنظر وجود نداشته‌است. فرض اساسی در روش پولی قابلیت جایگزینی کامل دارایی‌های خارجی و داخلی است و این حالت کمتر با شرایط ایران (بویژه در دوران کنترل ارزی سالهای جنگ) مناسبت دارد.<sup>۲۷</sup> فقدان جانشینی کامل بین دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی با سیاست‌های کنترلی شدید نرخ‌های ارز و حساب سرمایه می‌تواند توضیح داده شود. بیشتر کشورهای منتخب، کنترل‌های زیادی بر تجارت و نقل و انتقال سرمایه دارند. کنترل‌های تجاری با درجه باز بودن اقتصاد<sup>۲۸</sup> اندازه‌گیری می‌شود. جدول ۱۲، درجه باز بودن اقتصاد این کشورها را نشان می‌دهد. درجه پایین باز بودن اقتصاد بیانگر حضور سیاست‌های تجاری و ارزی کنترل شده در کشورهای کلمبیا، هند، ایران، مراکش، پاکستان، فیلیپین، سوریه و ترکیه می‌باشد. هر چند در بعضی از کشورها بویژه کره جنوبی و تایلند درجه باز بودن اقتصاد به علت سیاست‌های آزادسازی نسبتاً بالاست ولی این کشورها به میزان زیادی روی جریان‌ات ورود و خروج سرمایه کنترل دارند. در مورد ایران طی دوره ۹۲-۱۹۷۰ به ویژه بعد از انقلاب، درجه باز بودن اقتصاد شامل نفت (DOIO) و غیرنفت (DOED) خیلی پایین بوده‌است. همچنین روند کاهشی درجه باز بودن اقتصاد طی همین دوره با کمک معادلات رگرسیون زیر نشان داده شده‌است.

$$DOIO = \frac{29}{12/692} - \frac{1}{-8/604} \Delta T$$

$$DOEO = \frac{11}{19/192} - \frac{0}{-10/622} \Delta T$$

$$R^2 = 0/77$$

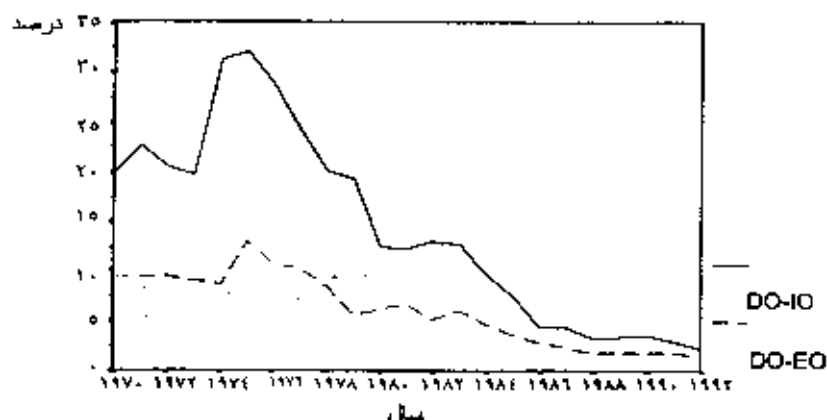
$$R^2 = 0/84$$

تضمین معادلات بالا نشان می‌دهد که درجه باز بودن اقتصاد شامل نفت و بدون

نفت کاهش یافته است. همانطور که علامت منفی متغیرهای زمان در سطح یک درصد معنی دار هستند. همچنین نمودار ۱ این نکته را نشان می‌دهد که طی سالهای ۹۲-۱۹۷۵، درجه باز بودن اقتصاد کاهش یافته است.

نمودار ۱- درجه باز بودن اقتصاد شامل نفت (DO-IO)

و به استثناء نفت (DO-EO)



در مورد ایران، در قبل و بعد از انقلاب، دو جزء مهم پایه پولی یعنی خالص دارایی‌های خارجی و خالص بدهی‌های دولت به بانک مرکزی، تحت کنترل بانک مرکزی نبودند، از این رو پایه پولی با پول پر قدرت، برونزا نبوده و بطور درونزا با بودجه دولت و وضعیت موازنه پرداخت‌ها تعیین شده است. قبل از انقلاب پول پر قدرت تحت تأثیر مازاد موازنه ارزی کشور ناشی از افزایش قیمت‌های نفت در اولین شوک نفتی ۱۹۷۳ قرار گرفت. بعد از انقلاب، پول پر قدرت تحت تأثیر کسری بودجه دولت قرار گرفت. و علت آن وابسته بودن بودجه دولت به درآمدهای نفتی بود. با کاهش درآمدهای نفتی، ناشی از کاهش قیمت نفت در سالهای بعد از انقلاب، کسری بودجه دولت افزایش یافت. تنها جزء سوم پایه پولی یعنی بدهی‌های بانکی به بانک مرکزی تحت کنترل دولت بود اما سهم آن از پول پر قدرت قابل ملاحظه نبود تا عرضه پول

داخلی را کنترل کند. همچنین سیاست‌های پولی مقامات پولی، به دلیل کارا نبودن ابزارهای پولی نتایج مطلوبی نداشت. ابزارهای پولی گوناگون چون عملیات بازار باز، نسبت سپرده قانونی و نرخ تنزیل مجدد بر کنترل و منظم کردن حجم اعتبارات، بطور مؤثر عمل نکرد. برای مثال عملیات بازار باز در قبل از انقلاب، به علت فقدان بازارهای ملی وسیع و یکپارچه و عدم تمایل مردم به خرید اوراق قرضه، ابزار مؤثری نبود. بعد از انقلاب به علت ماهیت عملیات بازار باز که براساس نرخ بهره عمل می‌کرد، با وضع قانون بانکی بدون ربا بکارگیری این ابزار در سال ۱۹۸۳ منع شد. وقتی بانک‌ها مقدار زیادی از منابع را آزاد نگاه‌می‌دارند، نسبت سپرده قانونی در محدود کردن اعتبارات مؤثر واقع نمی‌شود. اگرچه طی دهه ۱۹۸۰، نسبت سپرده قانونی افزایش یافت، اما به علت منابع آزاد بانک‌ها، این ابزار تأثیر انقباضی روی اعتبارات نداشت. ابزار پولی دیگری وجود دارند؛ مانند نرخ تنزیل مجدد، که در آن صورتهای مالی دست اول بانک‌های تجاری نظیر اسناد و اوراق مدت‌دار، نزد بانک مرکزی تنزیل می‌شوند و در قبال آن به بانک‌ها وام داده می‌شود. قبل از انقلاب، منابع اعتباری که بانک‌های تجاری با تنزیل صورتهای مالی نزد بانک مرکزی بدست می‌آوردند، نسبت به کل بدهی آنها به بانک مرکزی قابل ملاحظه نبود. بعد از انقلاب، بانک‌های تجاری به علت مزاد منابع این بانک‌ها و منع استفاده آنان از ابزار ذکر شده باتوجه به تصویب قانون بانکی بدون ربا، کاربرد خود را در زمینه کنترل حجم اعتبارات از دست دادند.<sup>۲۹</sup>

## نتیجه‌گیری

براساس نتایج تخمین معادلات جریان ذخیره، عقیم‌سازی و فشار بازار ارز در مورد کشورهای منتخب و در مورد ایران، همچنین آزمون‌های علیت گرنجر و سیمز بین خالص‌داری‌های خارجی و داخلی بانک مرکزی، فرضیات مطرحه روشن‌پولی تراز پرداخت‌ها نظیر عدم حضور سیاست عقیم‌سازی، جانشینی کامل داری‌های خارجی و داخلی، وجود علیت یکطرفه از اعتبار داخلی به خالص‌داری‌های خارجی

بانک مرکزی یا مستقل، و برونزا بودن اعتبار داخلی نسبت به خالص دارایی‌های خارجی و مقادیر از پیش فرض شده برای ضرایب معادله جریان ذخیره و فشار بازار ارز، معتبر نمی‌باشند و در نتیجه افزایش یا کاهش عرضه پول توسط مقامات پولی نمی‌تواند باعث خروج یا ورود ذخایر بین‌المللی به میزان برابر شود. چندین دلیل برای نامناسب بودن روش پولی تراز پرداخت‌ها وجود دارد که عبارتند از:

اولاً؛ روش پولی، جنبه مالی خلق اعتبار داخلی را به حساب نمی‌آورد، بیشتر کشورهای منتخب با کسری مالی (بصورت درصدی از تولید ناخالص داخلی) در حال افزایش روبرو بودند که عمدتاً توسط مقامات پولی تأمین مالی می‌شد. در چنین وضعیتی مقامات پولی این کشورها نسبت به سیاست‌های مالی دولت از استقلال کافی برخوردار نیستند. ثانیاً در این کشورها بین دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی جانشینی کامل وجود ندارد. فقدان جانشینی کامل بین دارایی‌های خارجی و داخلی یا سیاست‌های کنترلی شدید ارزی، تجاری و سرمایه‌ای می‌تواند توضیح داده شود. اکثر این کشورها کنترل‌های زیادی بر تجارت و نقل و انتقال سرمایه داشته‌اند. پایین بودن درجه باز بودن اقتصاد، نشان‌دهنده سیاست‌های ارزی و تجاری کنترل شده در این کشورها اتخاذ شده است. اگر این سیاست موفق باشد، ارتباط بین عرضه پول و تراز پرداخت‌ها کاملاً قطع خواهد شد. در مورد ایران دو محتوی عمده پایه پولی عینی خالص دارایی‌های خارجی و خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، تحت کنترل مقامات پولی در قبل و بعد از انقلاب نبود. از این رو پول پر قدرت، برونزا نبود و بطور درونزا با وضعیت بودجه دولت و تراز پرداخت‌ها تعیین می‌شد. قبل از انقلاب، پایه پولی یا پول پر قدرت تحت تأثیر کسری بودجه دولت قرار گرفت، اما سیاست‌های پولی نقش خود را در کنترل حجم اعتبارات به علت ناکار آمد بودن ابزارهای پولی نظیر عملیات بازار باز، نسبت سپرده قانونی و نرخ تنزیل مجدد ایفا نکرد. روش پولی تراز پرداخت‌ها در این صورت می‌تواند کارآمد باشد که بازارهای مالی توسعه پیدا کنند و بازارهایی برای قرض گرفتن دولت غیر از بانک مرکزی فراهم شود، آنگاه سیاست‌های پولی و مالی از یکدیگر

متمایز شده و سیاست‌های پولی مستقل شوند. سیاست‌های مالی دولت، دیگر وضعیت تراز پرداخت‌ها را از طریق اثرش روی سیاست‌های پولی تعیین نمی‌کند. اگر مقامات پولی این کشورها موقعیتی را فراهم کنند که جانشینی کامل بین دارایی‌های خارجی و دارایی‌های داخلی وجود داشته باشد، (این از طریق برداشتن کنترل‌های زیاد بر تجارت و نقل و انتقال سرمایه عملی می‌شود)، وضعیت به‌گونه‌ای خواهد شد که قیمت‌ها در داخل و خارج کشور یکسان می‌شوند بالاخره از میان برداشتن سیاست عقیم‌سازی نیز روش دیگری است. این سیاست همانطور که مشاهده شد توسط مقامات پولی این کشورها اتخاذ شد تا خروج یا ورود ارز را عقیم کند و بنابراین عرضه پول را ثابت نگاه دارد.

## تعریف و منابع داده‌ها

داده‌ها، بصورت سالانه و برحسب پول ملی می‌باشد. داده‌های واقعی براساس قیمت‌های سال پایه ۱۹۹۰ می‌باشد. در این مطالعه، اعتبار داخلی بانک مرکزی، اختلاف بین پایه پولی و ذخایر خارجی بانک مرکزی تعریف شده است. داده‌ها از منابع زیر جمع‌آوری شده است.

- ۱- آمارهای مالی بین‌المللی، صندوق بین‌المللی پول، ۱۹۹۷.
- ۲- مجموعه آماری، سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی تا سال ۱۳۵۷، معاونت امور اقتصادی و هماهنگی دفتر اقتصاد کلان سازمان برنامه و بودجه، تیرماه ۱۳۷۶.

جدول ۶- تجزیه‌های شراب‌ها مطابق جدول ۱

کشور	نور	شراب تکمات	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	R <sup>2</sup>	D.W.	p	Wald F
ایران	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۳۲ (۰.۹۳۲)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	-۰.۹۱۱ (-۰.۹۱۱)	-۰.۹۱۲ (-۰.۹۱۲)	-۰.۹۱۱ (-۰.۹۱۱)	-۰.۹۱۱ (-۰.۹۱۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
ایران	۱۹۷-۹۸	۰.۹۱۸ (۰.۹۱۸)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
کوبا	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
گواتمالا	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
مکزیک	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
پاکستان	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
هند	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
ژاپن	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹

توجه: عدد داخل پرانتز زیر هر شریب ۱ می باشد. علامت (-) نشان می‌دهد این است که همش در لیست. علامت (+) نشان می‌دهد این است که آمار همواره منفی است.  
 علامت های ۰.۹۱ و ۰.۳۷ و ۰.۳۷ همگی همگی در لیست شراب را به ترتیب در سطوح ۰.۹۱، ۰.۳۷ و ۰.۳۷ نشان می‌دهد.

جدول ۷- تجزیه‌های شراب‌ها مطابق جدول ۱

کشور	نور	شراب تکمات	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	مردم لیوان مردم لیوان مردم لیوان	R <sup>2</sup>	D.W.	p	Wald F
ایران	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
ایران	۱۹۷-۹۸	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
کوبا	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
گواتمالا	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
مکزیک	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
پاکستان	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
هند	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹
ژاپن	۱۹۹۶-۹۷	۰.۹۱۱ (۰.۹۱۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۳۷۱ (۰.۳۷۱)	۰.۹۱	۱.۵۸	—	۱.۷۹

توجه: عدد داخل پرانتز زیر هر شریب ۱ می باشد. علامت (-) نشان می‌دهد این است که همش در لیست. علامت (+) نشان می‌دهد این است که آمار همواره منفی است.  
 علامت های ۰.۹۱ و ۰.۳۷ و ۰.۳۷ همگی همگی در لیست شراب را به ترتیب در سطوح ۰.۹۱، ۰.۳۷ و ۰.۳۷ نشان می‌دهد.



جدول ۳- تخمینهای ضرایب معادله جریان ذخیره در ایران

متغیر	ضریب ثابت	ضریب تغییرات نرخه نامشخص نامشخص	ضریب تغییرات نامشخص مصرف کننده	ضریب تغییرات نرخه تولید	ضریب تغییرات نرخه تولید	ضریب تغییرات نرخه تولید	R <sup>2</sup>	D.W.	ρ	Wald F
تولید از انقلاب (۱۹۶۸-۱۹۹۶)	-۰/۹۱۵ (۰/۶۳-)	-۰/۰۳۳ (-۰/۱۶۶)*	۰/۱۹۱ (۰/۱۶۳)	-۰/۱۶۸ (-۰/۸۹۶)	-۰/۶۵۸ (-۰/۱۸۰۳)**	-۱/۰۵۷ (-۰/۱۹۱۷)**	۰/۶۸	۱/۰۶	—	۲/۹
بعد از انقلاب (۱۹۹۶-۲۰۰۶)	-۰/۱۰۳ (۰/۰۷۷۵)	۰/۱۷۰ (۰/۰۴۱)	۰/۳۶۸ (۰/۲۷۸)	-۰/۶۷۷ (-۰/۳۰۵)**	-۰/۶۲۸ (-۰/۱۶۶۰)**	-۱/۰۳۸ (-۰/۹۰۰۶)**	۰/۸۸	۱/۶۸	—	۱۳/۶
کل دوره (۱۹۶۸-۰۶)	-۰/۹۱۳ (۰/۶۳۷۵)	-۰/۰۳۳ (-۰/۱۶۶-)	۰/۱۹۱ (۰/۱۶۳)	-۰/۱۶۸ (-۰/۸۹۶)	-۰/۶۵۸ (-۰/۱۸۰۳)**	-۱/۰۵۷ (-۰/۱۹۱۷)**	۰/۶۸	۱/۰۶	—	۲/۹

نرخه: داده فصلی و زمان از هر سری؛ R<sup>2</sup>: ضریب همبستگی؛ D.W.: نشان دهنده این است که همبستگی در بسته. علامت (\*) نشان دهنده این است که آمار سریجه سرافش است. علامتهای \*\*\*، \*\* و \* یعنی در سطح معنی داری به ترتیب ۰/۰۰۱، ۰/۰۱ و ۰/۰۵.

جدول ۴- تخمینهای ضرایب معادله تخمین سازی در ایران

متغیر	ضریب ثابت	ضریب تغییرات تولیدهای جاری نسبت به تولید	ضریب تغییرات تولیدهای جاری نسبت به تولید	R <sup>2</sup>	D.W.	ρ	Wald F
تولید از انقلاب (۱۹۶۸-۹۶)	۰/۱۹۸ (۰/۱۰۰-)	-۰/۹۰۸ (-۰/۱۸۹۶)*	۰/۰۳۹ (۰/۱۳۳۸)	۰/۹۶	۱/۲۷۷	—	۲۸۰/۳
بعد از انقلاب (۱۹۹۶-۰۶)	-۰/۱۶۷ (-۰/۷۱۳)	-۰/۱۶۰ (-۰/۳۰۳)*	-۰/۱۲۸ (-۰/۲۸۸)**	۰/۷۱	۱/۰۰	—	۱۱/۳
کل دوره (۱۹۶۸-۰۶)	۰/۱۶۷ (۰/۱۰۱)	-۰/۹۱۶ (-۰/۱۸۹۶)*	۰/۰۳۹ (۰/۱۳۳۸)	۰/۹۶	۱/۸۲	—	۳۷۶/۸

نرخه: داده فصلی و زمان از هر سری؛ R<sup>2</sup>: ضریب همبستگی؛ D.W.: نشان دهنده این است که همبستگی در بسته. علامتهای \*\*\*، \*\* و \* یعنی در سطح معنی داری به ترتیب ۰/۰۰۱، ۰/۰۱ و ۰/۰۵.

جدول ۵- نتایج آزمون F استاندارد گزینر بین تغییرات خالص داراییهای خارجی

و اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران

دوره	فرضیه / محدودیت	
	$\beta_j = 0, j > 0$	$\delta_j = 0, j > 0$
۱۹۷۰-۱۹۷۹	۱/۸۱۳ (۲،۰۵)	۰/۲۵۴ (۲،۰۵)
۱۹۸۰-۱۹۹۲	۵/۱۲۱** (۲،۰۸)	۱/۰۳۱ (۲،۰۸)
۱۹۷۰-۱۹۹۲	۵/۶۴۶** (۲،۰۸)	۰/۴۷۶ (۲،۰۸)

توجه: اعداد داخل پرانتزها درجات آزادی می باشند. علامت \*\* معنی دار بودن در سطح ۵٪ را نشان می دهد.

جدول ۶- نتایج آزمون F گزینر با در نظر گرفتن ضریب همزمان بین تغییرات خالص داراییهای خارجی

و اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران

دوره	فرضیه / محدودیت	
	$\beta_j = 0, j \geq 0$	$\delta_j = 0, j \geq 0$
۱۹۷۰-۱۹۷۹	۹/۷۳۰** (۳،۴)	۵/۷۴۱ (۳،۴)
۱۹۸۰-۱۹۹۲	۳/۱۳۷ (۳،۷)	۰/۶۸۹ (۳،۷)
۱۹۷۰-۱۹۹۲	۶/۱۱۰* (۳،۷)	۱/۹۰۱ (۳،۷)

توجه: اعداد داخل پرانتزها درجات آزادی می باشند. علامت \* و \*\* معنی دار بودن را به ترتیب در سطح ۱٪

و ۵٪ نشان می دهند.

جدول ۷- جهت علیت بین تغییرات خالص داراییهای خارجی و اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران

دوره	آزمون استاندارد گزینر	آزمون گزینر با ضریب همزمان
۱۹۷۰-۱۹۷۹	$\Delta D - \Delta R$	$\Delta D + \Delta R^{**}$
۱۹۸۰-۱۹۹۲	$\Delta D + \Delta R^{**}$	$\Delta D - \Delta R$
۱۹۷۰-۱۹۹۲	$\Delta D - \Delta R^{**}$	$\Delta D + \Delta R^*$

توجه: علامت (\*) جهت علیت را نشان می دهد، \* و \*\* معنی دار بودن را به ترتیب ۱٪ و ۵٪ نشان می دهند.

جدول ۸- نتایج آزمون F استاندارد میمز بین تغییرات خالص دارائیهای خارجی و اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران

دوره	فرضیه / محدودیت	
	$\rho_i = 0, i > 0$	$\lambda_i = 0, i > 0$
۱۹۷۰-۱۹۷۹	۲/۷۴۶ (۲.۴)	۵/۱۵۴ (۲.۴)
۱۹۸۰-۱۹۹۲	۱/۳۶۱ (۲.۷)	۴/۷۳۰ (۲.۷)
۱۹۷۰-۱۹۹۲	۶/۳۷۵* (۲.۱۷)	۴/۱۷۰** (۲.۱۷)

نویسه: اعداد داخل پرانتزها درجات آزادی می باشد. علامت \* و \*\* معنی دار بودن سه درصاف ۱۰ و ۵٪ را نشان می دهد.

جدول ۹- نتایج آزمون F میمز با هر نظر گرفتن ضریب همزمان بین تغییرات خالص دارائیهای خارجی و اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران

دوره	فرضیه / محدودیت	
	$\rho_i = 0, i \geq 0$	$\lambda_i = 0, i \geq 0$
۱۹۷۰-۱۹۷۹	۴/۳۳۹ (۳.۴)	۷/۷۳۳ (۳.۴)
۱۹۸۰-۱۹۹۲	۱/۱۳۷ (۳.۷)	۳/۹۹۶ (۳.۷)
۱۹۷۰-۱۹۹۲	۵/۶۱۹* (۳.۱۷)	۶/۰۷۹* (۳.۱۷)

نویسه: اعداد داخل پرانتزها درجات آزادی می باشد. علامت \* و \*\* معنی دار بودن سه درصاف ۱۰ و ۵٪ را نشان می دهد.

جدول ۱۰- جهت علیت بین تغییرات خالص دارائیهای خارجی و اعتبار داخلی بانک مرکزی ایران

دوره	آزمون استاندارد میمز	آزمون میمز با ضریب همزمان
۱۹۷۰-۱۹۷۹	$\Delta D - \Delta R$	$\Delta D - \Delta R$
۱۹۸۰-۱۹۹۲	$\Delta D - \Delta R$	$\Delta D - \Delta R$
۱۹۷۰-۱۹۹۲	$\Delta D \quad \Delta R^{**}$	$\Delta D \quad \Delta R^*$

نویسه: علامت (\*\*\*) جهت علیت را نشان می دهد. علامت \* و \*\* معنی دار بودن سه درصاف ۱۰ و ۵٪ را نشان می دهد.

جدول ۱- تخمینهای ضرایب همبستگی فصل بازار ارز

کشور	دوره	درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی	درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده جهانی	درصد تغییرات دلار هولد	درصد تغییرات داراییهای داخلی نسبت به دلار هولد	R <sup>2</sup>	D.W.	p	Wald F
کلیسا	۱۹۶۱-۹۵	$\frac{1}{2} \times 95$ ( $\frac{2}{1/100}$ ) <sup>**</sup>	-۰/۸۸۰ (-۰/۸۸۴)	-۰/۸۸۲ (-۰/۸۸۳) <sup>**</sup>	-۰/۸۹۹ (-۰/۸۹۲) <sup>**</sup>	۰/۸۹	۱/۸۳	-۰/۸۰۰ ( $\frac{2}{2/100}$ ) <sup>**</sup>	۴/۹۵
هند	۱۹۷۲-۹۵	-۰/۹۰ (۱/۳۳۱)	-۰/۸۰۶ (۱/۳۳۳)	-۰/۸۶۱ (-۰/۸۶۷) <sup>**</sup>	-۰/۸۸۹ (-۰/۸۹۲) <sup>**</sup>	۰/۹۰	۱/۸۹	-۰/۸۰۹ ( $\frac{2}{2/100}$ ) <sup>**</sup>	۷/۳۳
کوز، صومعه	۱۹۸۱-۹۵	$\frac{1}{2} \times 48$ ( $\frac{2}{1/100}$ ) <sup>**</sup>	-۰/۳۰۵ (-۰/۳۸۵)	-۰/۱۰۸۱ (-۰/۱۰۹۹) <sup>*</sup>	-۰/۱۳۱ (-۰/۱۰۰۳) <sup>*</sup>	۰/۹۰	۱/۸۹	—	۱۲/۱۸
مراکش	۱۹۸۱-۹۵	-۰/۵۵ (۱/۳۳۱)	-۰/۳۱۱ (۱/۳۳۳)	-۰/۱۰۹۵ (-۰/۱۰۹۷) <sup>**</sup>	-۰/۱۳۹ (-۰/۱۰۹۷) <sup>*</sup>	۰/۸۸	۱/۸۳	—	۱۱/۱۸
پاکستان	۱۹۸۱-۹۵	-۰/۵۲ (-۰/۱۰۰)	-۰/۱۰۴ (-۰/۱۰۰)	-۰/۱۰۱۷ (-۰/۱۰۹۱)	-۰/۱۰۳۴ (-۰/۱۰۷۳) <sup>*</sup>	۰/۸۸	۱/۸۴	—	۳/۱۴
فیلیپین	۱۹۷۲-۹۵	$\frac{1}{2} \times 89$ ( $\frac{2}{2/100}$ ) <sup>*</sup>	-۰/۱۰۸ (-۰/۱۲۵)	-۰/۱۳۳ (-۰/۱۱۸)	-۰/۱۳۱ (-۰/۱۰۹۱) <sup>*</sup>	۰/۹۵	۱/۸۹	—	۱۴/۳۳
ترکی	۱۹۶۸-۹۰	$\frac{1}{2} \times 12$ ( $\frac{2}{2/100}$ ) <sup>**</sup>	-۰/۱۰۵ (-۰/۱۲۳)	-۰/۱۳۴ (-۰/۱۱۶) <sup>**</sup>	-۰/۱۳۲ (-۰/۱۲۷) <sup>*</sup>	۰/۸۸	۱/۸۷	—	۹/۱۸

نمونه: همه متغیرهای داخلی به دلار هولد تغییر یافته است.  $\rho$  یعنی همبستگی فصلی.  $\rho$  یعنی همبستگی فصلی در سطح ۱٪،  $\rho$  و  $\rho$  یعنی در حدود ۵٪ تغییرات فصلی در سطح ۱٪،  $\rho$  و  $\rho$  یعنی در حدود ۱۰٪ تغییرات فصلی در سطح ۱٪.

جدول ۱۲- درجه بازبودن اقتصاد کشورهای منتخب

کشور	سال											
	۱۹۹۰	۱۹۹۱	۱۹۹۲	۱۹۹۳	۱۹۹۴	۱۹۹۵	۱۹۹۶	۱۹۹۷	۱۹۹۸	۱۹۹۹	۲۰۰۰	۲۰۰۱
آلبانیا	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
اندونزی	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
آرژانتین	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
آذربایجان	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
بلیز	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
برزیل	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
کامبوج	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
کانادا	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
کلمبیا	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
دانمارک	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
ژاپن	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
آلمان	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
اسرائیل	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
اسپانیا	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
سوئد	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
سوئیس	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
تایوان	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
ترکیه	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
ایالات متحده آمریکا	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
بریتانیا	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰
کشورهای در حال توسعه	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰	۱۰۰/۰

میانگین جهت محاسبه درجه بازبودن اقتصاد آمارهای سازمان تجارت جهانی و بانک جهانی از آمارهای بین‌المللی برای سال ۱۹۹۷ جمع‌آوری شده‌اند. در صورتی که برای کشورهایی که داده‌های آنها در دسترس نیست، از میانگین استفاده شده است.

پی نوشتها:

1- Frankel Jacob A. and Johnson, Harry G., "The Monetary Approach to the Balance of Payments: Essential Concepts and Historical Origins." Jacob A. Frankel and Harry G. Johnson (Editors), *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, George Allen and Unwin Ltd., London, 1976, pp.21-45.

2- Abdus Salau, Md., "The Bops as a Monetary Phenomenon: An Econometric Study of India's Experience." *The Indian Economic Journal*, Vol.42, No 3, 1995, pp.70-75.

3- Aghvelli, bjan B. and Khan, Mohsin S., "The Monetary Approach to Boos Determination: An Empirical Test." In: Members of the Staff of the International Monetary Fund, *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, International Monetary Fund, Washington, D.C., 1977, pp.275-290.

4- Genberg, A.Hans, "Aspects of the MABP theory: An Empirical Study of Sweden." In Jacob A. Frankel and Harry G. Johnson (Editors), *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, George Allen and Unwin Ltd, London, 1976, pp.298-325.

5- Karzman, R., "Monetary Approach to Balance of Payments: A case Study of India 1968-85." *Economic Political Weekly*, Vol. 24, Nos.1-13, 1989, pp.627-636.

6- Willard, D.Skes and Zecher J.Richard, "Monetary Policy and the Bops in Mexico, 1955-75." *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.11, No.3, 1979, pp.340-347

7- Zecher, J.Richard, "Monetary Equation and International Reserve Flows in Australia," In: Jacob A. Frankel and Harry G. Johnson (Editors), *The Monetary Approach to the Balance of Payments*, George Allen and Unwin Ltd., London, 1976, pp.287-297.

8- سید جواد پورمغیب، تعادل پولی و جریان ذخایر ارز در ایران از ۱۳۴۰ تا ۱۳۵۷. اقتصاد شماره ۲، تابستان ۱۳۷۲، صص ۴۷-۵۵

9- Sahadevan, S. and Bhole, L.M., "Testing the Monetary Approach to Devaluation in India." *Artha Vijnana*, Vol.31, No.2, 1989, pp 196-210.

10- Sahadevan, K.G. and Kamaiah, B., "On testing the Exogeneity Specification Underlying the Monetary Approach to Balance of Payments: The Indian Case." *Artha Vijnana*, Vol.35, No 2, 1993, pp.133-149.

- 11- Gorton, Lance and Roper Don, "A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience," *The American Economic Review*, 1977, pp.43-548.
- 12- Connely, Michael and Silveira, Jose Dantas Da, "Exchange Market Pressure in Postwar Brazil: An Application of the Gorton-Roper," *American Economic Review*, Vol.69, No.1-5, 1979, p.448.
- 13- Modeste, Nelson C., "Exchange Market Pressure during the 1970s in Argentina: An Application of the Gorton Monetary Model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.13, No.2, 1981, pp.234-240.
- 14- Mah, Jai Sheen, "A Note on the Exchange Market Pressure: the Korean Experience," 1980-87, *Applied Economics*, Vol.23, 1991, pp.587-590.
- 15- Ibid.
- 16- Pradhan, Hementa K., Paul, M.Thomas, Kulkarni, Kishore G., "Exchange Market Pressure in India: An Empirical Test of Monetary Hypothesis," *Prajnan*, Vol.XVIII, No.1, 1989, pp.2-37
- 17- Joshi, V.G., "The Monetary Approach to the BoP's and Exchange Rate: Empirical Evidence Relating Specifically to India," *Artha Vijnana*, Vol.32, Nos 3 and 4, 1990 pp.270-280.
- 18- Connely, Michael and Silveira, Jose Dantas Da, op.cit. p.450
- 19- Hall, Robert El, Johnston, Jack, and Lihen, David M., "Micro TSP, Quantitative Micro Software," Irvine, California, 1990, pp.15-4 : 15-7.
- 20- Gesberg, A. Hans, op.cit. p.323.
- 21- Blejer, Mario I., "On Causality and Monetary Approach to the BoP's," *European Economic Review*, Vol.12, 1979, pp.289-296.
- 22- Magee, Stephen P., "The Empirical Evidence of the Monetary Approach to the Bops and Exchange Rates," *American Economic Review*, Vol.no. 1976, pp.163-70.
- 23- James M. Johannes, "Testing the Causal Relationship Between the Domestic Credit and Reserve Components of a Country's Monetary Base," *Journal of Macroeconomics*, Vol.3, No.1, 1981, p.61.

Blejer, Mario I. "On Causality and Monetary Approach to the BoP's," *European Economic Review*, Vol.12, 1979, pp.289-296

۲۴- انتخاب دوره بعد از انقلاب تا سال ۱۹۹۲ به این دلیل است که در بیست و یکم مارچ سال ۱۹۹۲ بکسان سازی رخ ارز اتفاق افتاد. که به دنبال آن نرخ رسمی به نرخ ارز بازار آزاد متصل گردید. قبل از بکسان سازی نوبهای ارز،

برخ رسمی ارز به SDR در نرخ ۹۲/۳ ریال برای هر SDR (حدود ۷۰ ریال برای هر دلار) تثبیت شده بود. ماخذ:  
Michel Lazare, V.Sundararajan, and Sherwyn Williams, "Exchange Rate Unification, the  
Equilibrium Real Exchange Rate, and Choice of Exchange Rate Regime: The case of the  
Islamic Republic of Iran," *Seventh Annual Conference of the Monetary, Banking and Research*,  
Central Bank of Iran, 1997.

۲۵- برای آگاهی بیشتر به منبع زیر مراجعه فرمائید به:

Ziba Farhadian and Robert M.Donn, Jr., "Fiscal Policy and Financial Deepening in a  
Monetarist Model of the Balance of Payments," *Kyklos*, Vol.39, 1986, pp.66-84.

۲۶- عدد داخل پرانتز زیر ضریب نشان دهنده مقدار  $\bar{R}^2$  مقدار  $R^2$  است که برای درجه آزادی تعدیل  
شده است. علامت ۱، ۱۵:۱ و ۱۵:۴ نشان دهنده معنی دار بودن به ترتیب در سطوح یک درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد  
می باشند. در ضریب خود همبستگی می باشد. علامت (+) نشان دهنده این است که معادله در دوره (۹۵-۹۶) (۹۵-۹۶)  
برازش شده. ولی معنی دار نبوده است.

۲۷- دکتر اکبر کمیجانی، «مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی در قالب الگوی اقتصاد باز - مورد ایران»، پژوهش های  
سیاست های اقتصادی، سال سوم، شماره ۳، پاییز و زمستان، ۱۳۷۴، ص ۴۲.

۲۸- درجه باز بودن اقتصاد در ایجاد درصد معدل صادرات و واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی می باشد. برای  
توضیح بیشتر رجوع شود به:

International Monetary Fund, "World Economic Outlook," Oct.1997, p.88.

۲۹- برای مطالعه بیشتر رجوع شود به:

دکتر علی طیب تبا، «تبیین پولی نوره: تجربه ایران»، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره ۴۹، ۱۳۷۴،  
صص ۶۴-۶۲.